Progress Notes **Canadian Wildlife Service**

Progress Notes contain timely data and conclusions and are presented as a service to other wildlife biologists and agencies.

Disponible également en français

No. 170, September 1987

Analysis of trends from woodcock singing ground surveys 1969–85

by B.T. Collins[1]

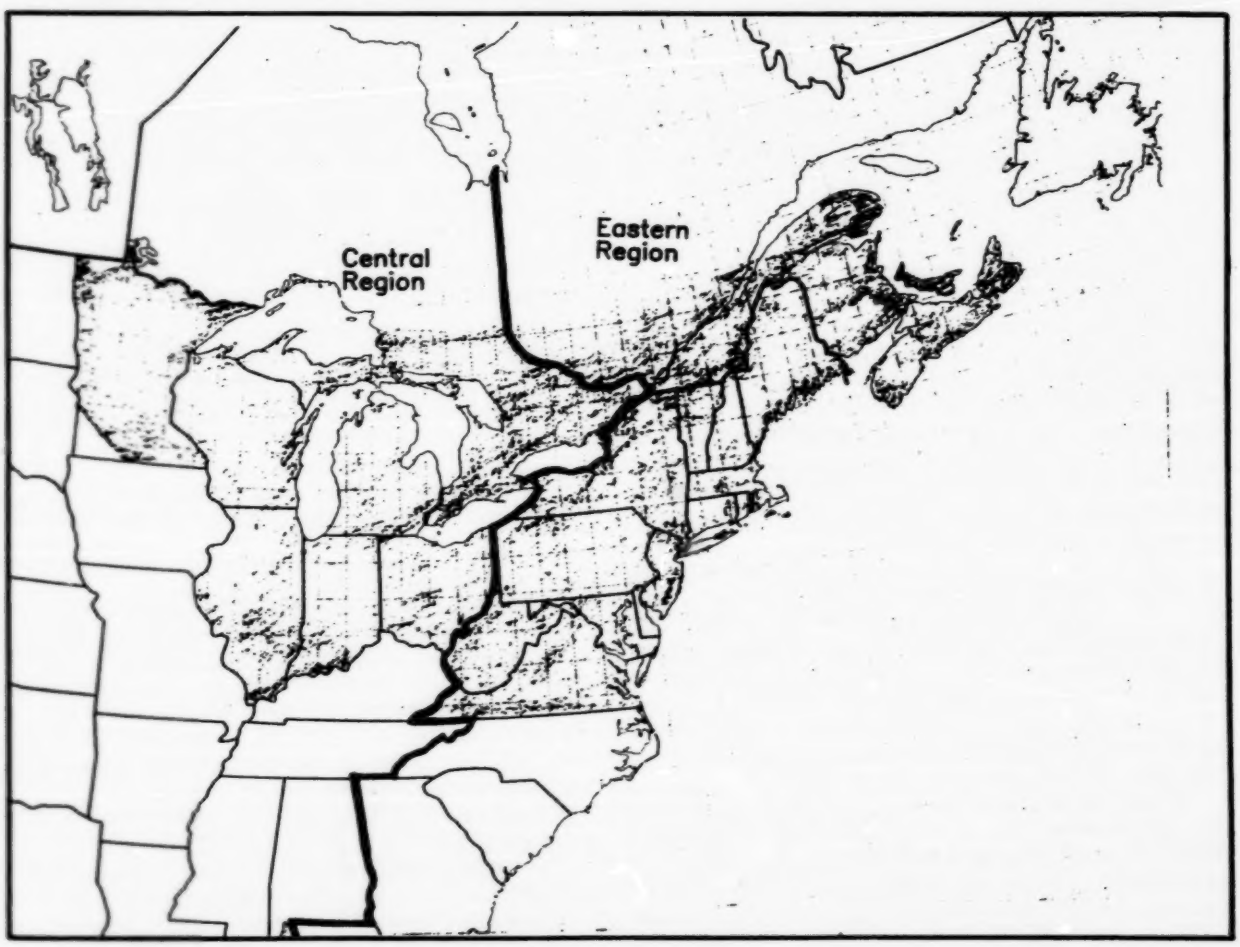
Introduction

The woodcock singing ground survey is conducted by the U.S. Fish and Wildlife Service in cooperation with the Canadian Wildlife Service. The survey takes place during the spring courtship displays of American Woodcock (*Scolopax minor*). A set of specified routes covering the breeding range of the woodcock has been selected (Fig. 1). Each year the observer assigned to a route conducts a count of the number of male woodcock seen or heard near dusk at 10 well-defined stops along the route. The survey is used to create an index to the breeding population. This index is calculated as a product of year-to-year change factors based on those routes that are comparable between each pair of adjacent years (Tautin 1985).

The year-to-year change factor procedure has been shown to give potentially false indications of trend even when none occurs; to avoid this and to make more efficient use of the data, Geissler and Noon (1981) proposed an alternative analysis procedure. A modification of this technique was used in an analysis of the Breeding Bird Survey in Canada (Collins and Wendt 1987), and an analysis of the woodcock singing ground survey data is presented here. A brief description of the technique is presented in Appendix 1.

The analysis was done separately for each state or province, and the state/province estimates were combined to provide estimates for each of the two management regions (eastern and central) and for each country (Canada

Figure 1
Area covered by singing ground survey



[1]Canadian Wildlife Service, Ottawa, Ont. K1A 0H3

and the United States). The model used in the analysis assumes a simple linear trend in the log scale over time. Because this model may not be valid for the entire time frame of the survey, the data were analysed over three time periods: (i) the entire survey period (1969–85); (ii) the last 10 years (1976–85); and (iii) the last 5 years (1981–85).

Results and discussion

The results of the analysis are shown in Table 1. The overall results by management region are similar to those produced by means of the year-to-year adjustment technique (Taylin 1985), i.e. a 34% decline in the index (significant at $p < 0.05$) from 2.40 in 1969 to 1.59 in 1985 for the eastern region and a 9% increase in the index (not significant at $p < 0.05$) from 3.30 in 1969 to 3.60 in 1985.

For the eastern region, the estimate of rate of decline corresponds to halving the population every 28 years, or a decline of 32% over the 17-year period of the survey. The trend was negative for all states and provinces for the 1969–85 period. The analysis of the shorter periods (1976–85 and 1981–85) also showed an overall significant ($p < 0.05$) decline. Most state and province estimates of trend were also negative. The lack of statistical significance for the shorter periods compared with that for the entire time period may be due to decreased power caused by a smaller sample size rather than to a reduction in the gradient of the trend.

In the central region, the picture is less clear. During the entire survey period (1969–85), significant ($p < 0.05$) increases were noted in Michigan and Minnesota, whereas a significant decline was noted in Ohio. These results tend to cancel each other out, resulting in an overall estimate of no trend. (The corresponding doubling-life for the population would be greater than 99 years.) This suggests that, even though there has been no net change in the population index for the central region, some areas of the region may need to be managed more carefully to preserve the distribution of the species. Some consideration should be given to partitioning the central region into smaller management areas. During 1976–85 there was a significant ($p < 0.05$) decline overall, and during 1981–85 there was a decline but it was not statistically significant. Most of the individual state and province trends were estimated to be negative for these two periods.

When the data for Canada are separated from those for the United States, the Canadian data indicate a significant downward trend for the two longer periods (1969–85 and 1976–85) and a downward, though not significant, trend for the shortest period (1981–85). All three estimates of the rate of decline are similar. Most of the trends in individual provinces are negative, but there was one estimated significant increase for Prince Edward Island (P.E.I.) for 1981–85.

The totals of the individual route weighting factors for each state/province are shown in Table 2. These show how influential each state/province was in the calculation of management region and country estimates. Because of a large number of observations or high counts, some states and provinces are given very high weighting factors: Michigan and Ontario have the two highest.

To allow a visual assessment of the magnitude of the trend, plots of the mean observed counts were made for Canada and for the two management regions (Figs. 2–4). Counts were not available for all routes in each year of the survey. To adjust for routes not run, the predicted value from the trend line was used in calculating the mean count. The mean predicted count was also plotted on the same figure. Because the mean observed data were adjusted for routes not run each year, the mean observed and predicted values will tend to be similar, and these plots should not be used as measures of the quality of fit to the trend line.

Figure 2 shows the plot of average woodcock counts adjusted for routes run each year and the fitted trend line for Canada. The magnitude of the trend indicates a substantial change in the population index over the 17-year period of the survey. The individual routes were weighted by the precision of the individual route trend estimates when the overall trend lines were calculated. Because this was not done for the observed mean counts, the trend line does not go through the apparent centre of the observations.

Figure 2
Mean observed woodcock counts adjusted for routes run each year and the fitted trend line for Canada

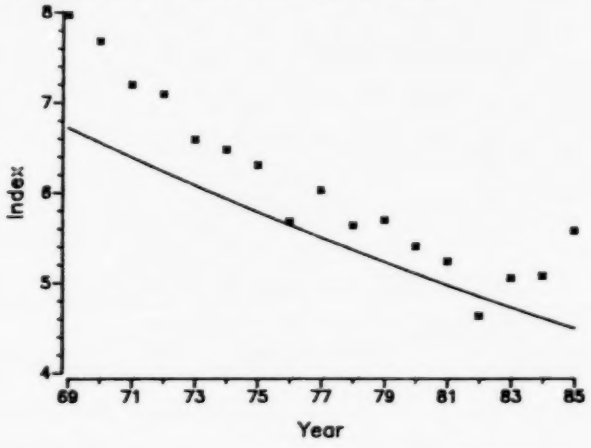


Figure 3, the fitted trend line for the eastern region, indicates a substantial decline in the population index.

The fitted trend line for the central region, which does not show a significant slope (Fig. 4), is at variance with the adjusted yearly averages. This may be due to the inability of a single trend line to describe a variety of changes in the index in different states and provinces during different periods of time for this region. Therefore, one should be skeptical of the negligible trend in the woodcock index for the central region.

Despite the misleading indication of the trend line for the central region, most of the data suggest that the woodcock index decreased over much of the breeding range

Table 1
Analysis of trends in woodcock singing ground counts[†]

Strata	1981–85 NR	1981–85 Slope	1981–85 (HDL)	1976–85 NR	1976–85 Slope	1976–85 (HDL)	1969–85 NR	1969–85 Slope	1969–85 (HDL)
Eastern region									
Canada									
P.E.I.	9	0.0598	(d5)*	11	-0.0147	(h21)	12	-0.0126	(h24)*
New Brunswick	53	-0.0384	(h8)	60	-0.0149	(h20)*	64	-0.0171	(h18)*
Nova Scotia	29	0.0040	(d76)	45	-0.0216	(h14)*	48	-0.0023	(hgn)
Quebec	39	-0.0110	(h27)	50	0.0033	(d92)	60	-0.0090	(h33)
United States									
Connecticut	4	-0.0394	(h8)	6	-0.0043	(h69)	10	-0.0269	(h11)*
Delaware	1	-1.1475	(h0.3)	2	0.0368	(d8)	3	-0.0278	(h11)
Maine	49	-0.0208	(h15)	60	-0.0167	(h18)*	62	-0.0084	(h36)*
Maryland	11	-0.1005	(h3)*	15	-0.0347	(h9)*	24	-0.0025	(hgn)
Massachusetts	12	-0.0512	(h6)	16	-0.0139	(h22)	19	-0.0125	(h24)
New Hampshire	14	-0.0177	(h17)	18	-0.0150	(h20)	18	-0.0218	(h14)*
New Jersey	9	-0.0022	(hgn)	13	-0.0001	(hgn)	14	-0.0131	(h23)
New York	67	-0.0121	(h25)	87	0.0013	(dgn)	101	-0.0020	(hgn)
Pennsylvania	32	-0.0090	(h33)	44	-0.0232	(h13)	58	-0.0249	(h12)*
Rhode Island	1	-0.0258	(h12)	2	-0.0164	(h18)	3	-0.0419	(h7)*
Vermont	15	0.0039	(d77)	21	-0.0263	(h11)*	22	-0.0153	(h20)*
Virginia	18	-0.1608	(h2)	31	-0.0014	(hgn)	64	-0.0050	(h60)
West Virginia	29	-0.0751	(h4)*	43	-0.0106	(h28)	45	-0.0141	(h21)*
Central region									
Canada									
Ontario	109	-0.0007	(hgn)	113	-0.0174	(h17)*	122	-0.0084	(h36)*
United States									
Illinois	8	-0.1015	(h3)*	24	-0.0158	(h19)	35	-0.0235	(h13)
Indiana	24	-0.0704	(h4)*	33	-0.0113	(h27)	43	-0.0013	(hgn)
Michigan	126	-0.0031	(h96)	129	-0.0110	(h27)*	136	0.0043	(d70)*
Minnesota	80	-0.0039	(h77)	89	0.0013	(dgn)	103	0.0155	(d19)*
Ohio	32	-0.0732	(h4)*	49	-0.0130	(h23)	67	-0.0129	(h23)*
Wisconsin	78	-0.0046	(h65)	92	-0.0217	(h14)*	102	0.0010	(dgn)
Eastern region		-0.0259	(h10)*		-0.0112	(h27)*		-0.0107	(h28)*
Central region		-0.0071	(h42)		-0.0121	(h25)*		0.0009	(dgn)
Canada		-0.0082	(h29)		-0.0153	(h19)*		-0.0104	(h29)*
United States		-0.0166	(h17)*		-0.0103	(h29)*		-0.0011	(hgn)
Combined		-0.0140	(h20)*		-0.0118	(h26)*		-0.0038	(h79)*

[†] NR, number of routes used in the analysis.
Slope, estimated slope of the linear regression on a log scale.
(HDL), slope expressed as the equivalent half-life (h) or doubling-life (d) (in years).
(hgn), half-life greater than 99 years.
(dgn), doubling-life greater than 99 years.
*, significant ($p < 0.05$) trend.

between 1969 and 1985, though with substantial differences in the rate of change between strata and between the early and more recent years.

Figure 3
Mean observed woodcock counts adjusted for routes run each year and the fitted trend line for the eastern region

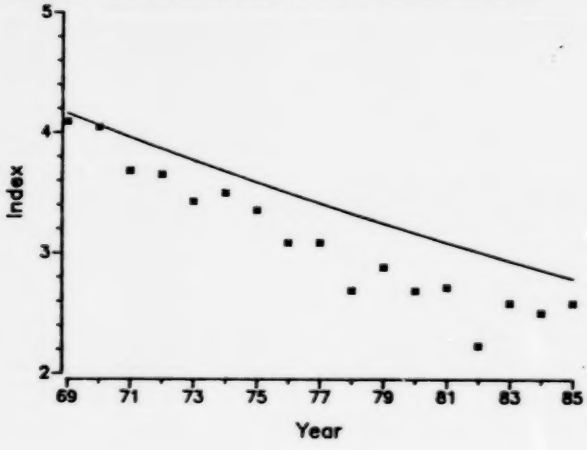
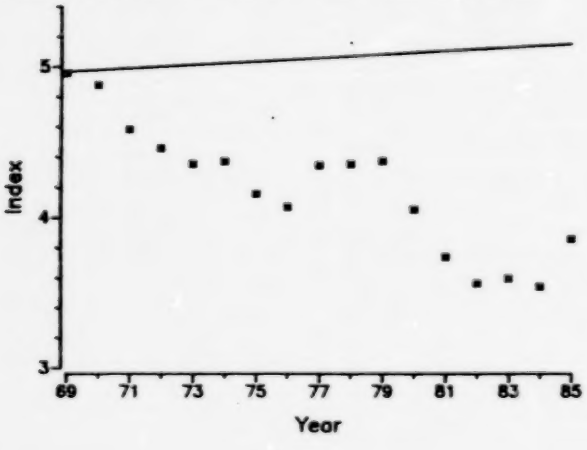


Figure 4
Mean observed woodcock counts adjusted for routes run each year and the fitted trend line for the central region



Acknowledgements
The woodcock singing ground survey relies on the volunteer cooperators who have donated their time and effort to collect the data. The U.S. Fish and Wildlife Service provided the computer data files for my analysis. I would like to thank H. Boyd, J.A. Keith and S. Wendt for comments on earlier drafts of this report.

References

Collins, B.T.; Wendt, J.S. 1987. Analysis of population trends in Canada from the North American Breeding Bird Survey 1967–83. Can. Wildl. Serv. Occas. Pap. Ser. In preparation.

Geissler, P.H. 1984. Estimation of animal population trends and annual indices from a survey of call counts or other indications. Pages 472–477 *in* Proceedings of the American Statistical Association, Section on Survey Research Methods.

Geissler, P.H.; Noon, B.R. 1981. Estimates of avian population trends from the North American Breeding Bird Survey. Stud. Avian Biol. 6:42–51.

Tautin, J. 1985. American Woodcock Administrative Report, 1985 Breeding Population Status. U.S. Fish and Wildlife Service, Laurel, Maryland.

Table 2
Totals of individual route weighting factors for each state and province

Strata	1981–85	1976–85	1969–85
Eastern region			
Canada			
P.E.I.	179.56	1 446.51	8 872.45
New Brunswick	1782.69	16 681.71	76 903.99
Nova Scotia	639.06	6 782.25	27 275.50
Quebec	703.89	5 367.84	15 135.06
United States			
Connecticut	76.26	619.56	4 215.94
Delaware	1.62	35.03	310.64
Maine	1570.23	12 394.96	64 087.49
Maryland	180.18	1 661.20	6 154.28
Massachusetts	218.66	1 935.57	9 032.29
New Hampshire	327.44	2 818.76	16 376.11
New Jersey	158.62	1 331.63	7 838.00
New York	2341.45	17 434.47	76 428.80
Pennsylvania	362.88	3 299.23	19 477.79
Rhode Island	7.08	55.00	595.82
Vermont	272.16	2 704.65	13 391.21
Virginia	334.64	2 010.42	10 416.26
West Virginia	345.11	2 976.92	12 847.77
Central region			
Canada			
Ontario	4682.80	32 116.49	136 224.60
United States			
Illinois	113.50	508.90	1 264.80
Indiana	239.18	2 025.26	9 108.95
Michigan	5107.18	43 666.02	205 526.50
Minnesota	3385.17	24 230.37	65 101.86
Ohio	642.94	4 727.86	22 953.26
Wisconsin	2231.24	21 467.00	95 941.55

Appendix 1

Estimating trend in fixed plot surveys

The procedures used in the analysis have been described in detail in various publications (Geissler and Noon 1981, Geissler 1984, Collins and Wendt 1987). This appendix gives only a brief description of the procedure used.

Let y_{ij} denote the jth observation taken on route i, and x_{ij} denote the year this observation was taken. The y_{ij} are transformed to:

$$z_{ij} = \log_{10}(y_{ij} + 0.23)$$

This transformation was used for the following reasons. First, it was recognized that the counts were only an index to the population and hence absolute changes in the index were not as interpretable as relative changes. In addition, trends probably affect a proportion of, rather than the entire, population (Geissler and Noon 1981). This suggests that a multiplicative model would be a suitable base for interpreting the data. A log transform converts a multiplicative model to a linear model, which is easier to manipulate as closed-form expressions for the solution are available. A constant number (0.23) was added to each value, as there were many observed values of zero which could not be log transformed. The value 0.23 was chosen because the bias introduced by it was less than 5% under a variety of simulated trends (Collins and Wendt 1987).

A simple linear regression of z_{ij} against time was done separately for each route to provide an estimate of trend over time (b_i) for each route. The individual route trends were aggregated to provide an overall estimate of trend for a stratum (province, state, management region or country) using a weighted average:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i b_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i}$$

where w_i denotes the weight given to route i and n denotes the number of routes in the stratum.

Weighting factors

The weighting factor is a product of two terms: (i) f_{1i}, a measure of the precision of the estimate of trend; and (ii) f_{2i}, a measure of the average index value on the route.

The precision of the estimate of trend is a function of the number of counts made on the route and the spacing in time of the counts. The first term in the weighting factor gives greater weight to those estimates which have more observations or are more spread out over the period of the survey. The factor f_{1i} used to weight for the precision of the estimate was:

$$f_{1i} = \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$$

where $\bar{x}_i$ is the average of the n_i years route i was measured.

A given change in the population of woodcock along a route is of more concern in areas of high density than in areas of low density. The second term in the weighting factor, f_{2i}, is the predicted value for the index at the mid-range of the years of the survey and gives greater weight to those areas which have a larger population of woodcock.

In analyses of similar surveys (Geissler and Noon 1981, Collins and Wendt 1987), a third term, measuring the area of the sampling universe that each route represents, was included in the weight function. As measurements of the area represented by each route were not available, such a term in the weighting factor was not used in this analysis.

In the woodcock survey, some routes were run more than once in the same year by different observers to provide comparable routes for the year-to-year adjustment estimator. In the analysis used here, all observations on a route in one year were averaged. The analysis ignored the differences in number of observations taken on one route in one year.

Testing the hypothesis of no trend

The significance of the estimate of trend was assessed using a permutation test (Collins and Wendt 1987). In this procedure, the hypothesis that there had been no trend is tested by randomly rearranging the observations within each route. The proportion of times the randomized estimate is larger than the observed estimate is indicative of the probability that the observed trend could have arisen if the year-to-year differences in count had been due solely to random errors.

Cahiers de biologie | **Service canadien de la faune**

Ces cahiers renferment des données et des conclusions à propos de nature à intéresser les biologistes d'autres organismes.

Also available in English

N° 170, septembre 1987

Analyse des tendances indiquées par les recensements des bécasses à leurs places de chant de 1969 à 1985

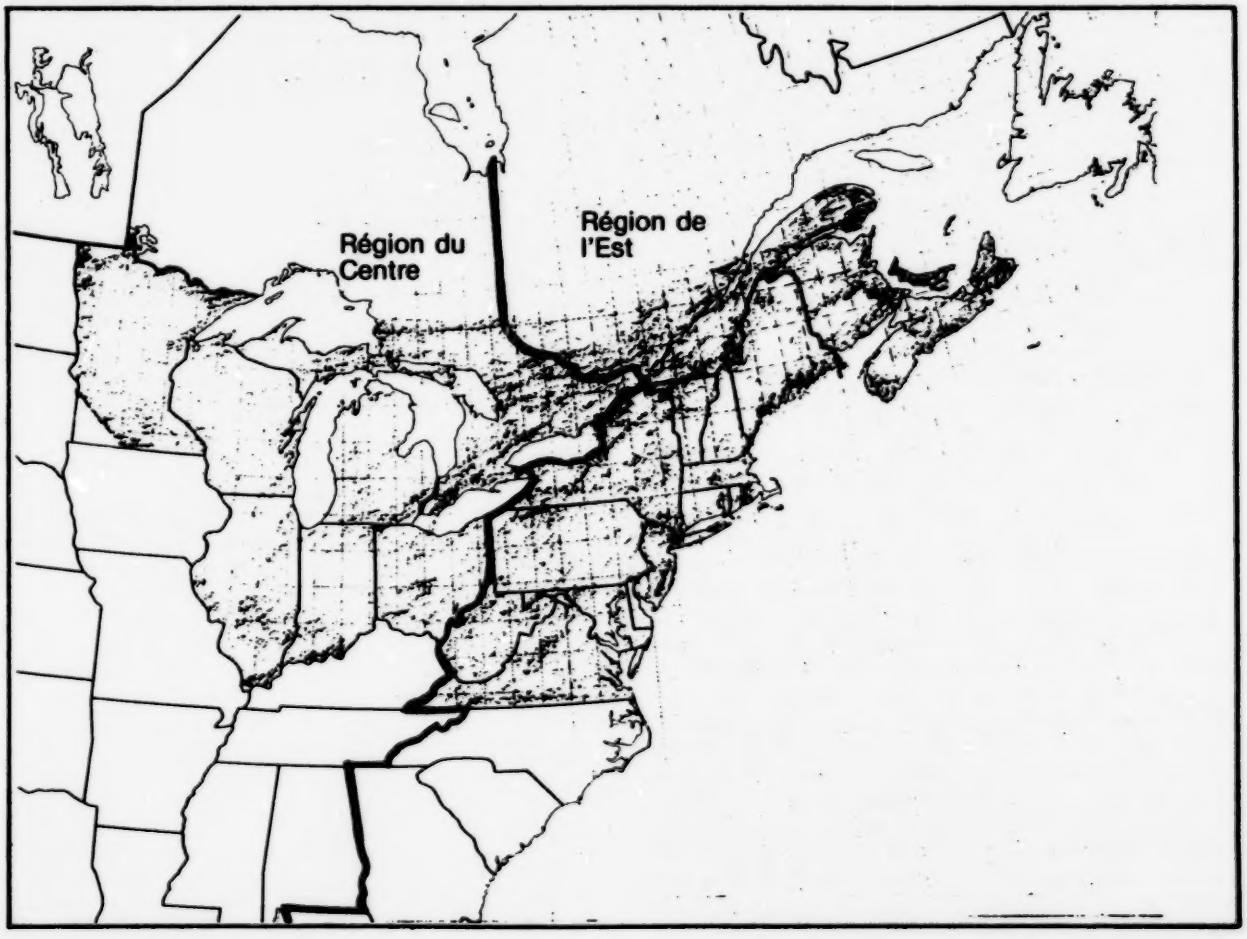
par B.T. Collins[1]

Introduction

Le recensement des bécasses à leurs places de chant est effectué par l'*U.S. Fish and Wildlife Service* en collaboration avec le Service canadien de la faune. Ce recensement a lieu au printemps, à la période des parades nuptiales de la Bécasse d'Amérique (*Scolopax minor*). Une série d'itinéraires précis ont été établis sur toute l'aire de reproduction de la bécasse (fig. 1), et, chaque année, l'observateur désigné pour un itinéraire donné doit compter le nombre de bécasses mâles vues ou entendues vers la tombée de la nuit à dix points bien précis de cet itinéraire. Ce recensement fournit un indice de la population reproductrice, que l'on calcule à partir de coefficients rendant compte du changement entre deux années consécutives pour les itinéraires comparables pour ces deux années (Tautin 1985).

Comme la méthode des coefficients du changement d'une année à l'autre peut indiquer de fausses tendances même quand aucune tendance n'existe, afin d'assurer une utilisation plus efficace des données, Geissler et Noon (1981) ont proposé une autre méthode d'analyse. Une modification de celle-ci a été utilisée pour une analyse des résultats de l'Étude des populations d'oiseaux nicheurs au Canada (Collins et Wendt, 1987). Nous présentons ici une analyse des données provenant des recensements des bécasses à leurs places de chant, qui a été faite en employant cette technique. Une brève description de celle-ci est donnée à l'annexe 1.

Figure 1
Étendue couverte par l'étude



[1]Service canadien de la faune, Ottawa (Ont.) K1A 0H3

Canada

Environnement Canada Service canadien de la faune
Environment Canada Canadian Wildlife Service

Nous avons d'abord analysé séparément les données pour chaque État et chaque province, puis avons combiné les estimations obtenues pour ceux-ci afin de produire les estimations pour chacune des deux régions de gestion (Est et Centre) et pour chaque pays (Canada et États-Unis). Le modèle utilisé pour l'analyse suppose une simple tendance linéaire, sur une échelle logarithmique, en fonction du temps. Comme ce modèle pouvait ne pas être applicable pour toute la durée de l'étude, nous avons considéré trois périodes : (i) la période totale d'étude (1969 à 1985); (ii) les dix dernières années (1976 à 1985); et (iii) les cinq dernières années (1981 à 1985).

Résultats et discussion

Les résultats de l'analyse sont présentés au tableau 1. Les résultats globaux obtenus pour chaque région de gestion sont semblables à ceux que fournit la technique d'ajustement annuel (Tautin 1985). Ils indiquent une diminution de 34 % de l'indice (significative pour $p < 0,05$) pour la région de l'Est, soit de 2,40 en 1969 à 1,59 en 1985, et une augmentation de 9 % (non significative pour $p < 0,05$), soit de 3,30 en 1969 à 3,60 en 1985.

Pour la région de l'Est, le taux estimé de diminution correspond à une réduction de moitié de la population tous les 28 ans ou à une diminution de 32 % au cours des 17 années considérées. La tendance est négative pour tous les États et toutes les provinces pour la période de 1969 à 1985. L'analyse des données pour les périodes plus courtes (1976 à 1985 et 1981 à 1985) a également indiqué une diminution globale significative ($p < 0,05$). Les estimations des tendances pour les provinces et les États sont également négatives pour la plupart. Les tendances non significatives obtenues pour les périodes plus courtes pourraient être dues à la réduction de la puissance du test, qui découlerait de la taille plus faible des échantillons, plutôt qu'à une réduction du gradient de la tendance.

Les données pour la région du Centre sont moins claires. Pour la période entière d'étude (1969 à 1985), des augmentations significatives ($p < 0,05$) ont été observées au Michigan et au Minnesota, alors qu'une diminution significative a été mise en évidence en Ohio. Comme ces résultats ont pour effet de s'annuler, aucune tendance n'est manifeste globalement. (Le temps de doublement de la population serait supérieur à 99 ans.) Même s'il n'y a eu aucun changement net de l'indice, on peut penser, cependant, que certaines parties de la région devraient recevoir une attention particulière de façon à maintenir la distribution de l'espèce. On devra peut-être envisager de diviser la région en de plus petites zones de gestion. L'analyse des données indique par ailleurs une diminution globale significative ($p < 0,05$), de 1976 à 1985, mais pas de 1981 à 1985. La plupart des tendances estimées pour les États et les provinces sont négatives pour ces deux périodes.

Lorsque l'on considère uniquement les données canadiennes, on constate une tendance significative à la baisse pour les deux périodes plus longues (1969 à 1985 et 1976 à 1985) et une tendance également à la baisse, mais non significative, pour la période la plus courte (1981 à 1985). Les trois estimations du taux de diminution sont similaires. La plupart des tendances pour les provinces sont négatives; signalons, néanmoins, une augmentation significative de 1981 à 1985 à l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.)

Les totaux des coefficients de pondération des itinéraires pour chaque État et chaque province sont présentés au tableau 2. Ils indiquent l'influence de chaque État et de chaque province dans le calcul des estimations pour chaque région de gestion et chaque pays. Les coefficients de pondération de certains États et de certaines provinces sont très élevés en raison d'un grand nombre d'observations ou des résultats élevés; le Michigan et l'Ontario ont les coefficients les plus élevés.

Pour pouvoir visualiser l'amplitude des tendances, nous avons construit des graphiques des nombres moyens de bécasses observées au Canada et dans les deux régions de gestion (figures 2 à 4). Un nombre n'a pas été obtenu pour tous les itinéraires de chaque année d'étude. Dans le calcul des nombres moyens observés, nous avons tenu compte des itinéraires non couverts en utilisant pour ceux-ci les valeurs déduites de la courbe de la tendance. Les nombres moyens prévus ont été tracés sur le même graphique. Comme les nombres moyens observés ont été ajustés pour les itinéraires non couverts chaque année, les moyennes observées et les moyennes prévues sont généralement similaires, et ces graphiques ne devraient pas être utilisés pour mesurer la qualité de l'ajustement à la courbe de la tendance.

On peut voir à la figure 2 les nombres moyens ajustés de bécasses comptées sur les itinéraires couverts chaque année et la courbe ajustée de la tendance au Canada. L'amplitude de la tendance indique un changement important de l'indice de la population au cours des 17 années d'étude. Comme nous avons tenu compte de la précision des estimations de la tendance pour chaque itinéraire dans le calcul de la courbe de la tendance globale, mais n'avons pas effectué une telle pondération pour les moyennes observées, la courbe de la tendance ne passe pas par le centre apparent des observations.

Figure 2
Nombres moyens ajustés de bécasses recensées sur les itinéraires couverts chaque année et courbe ajustée de la tendance pour le Canada

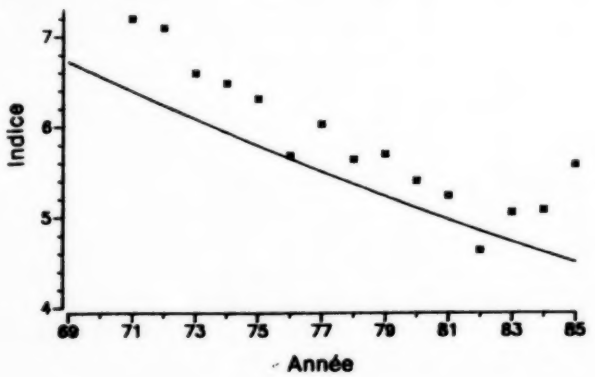


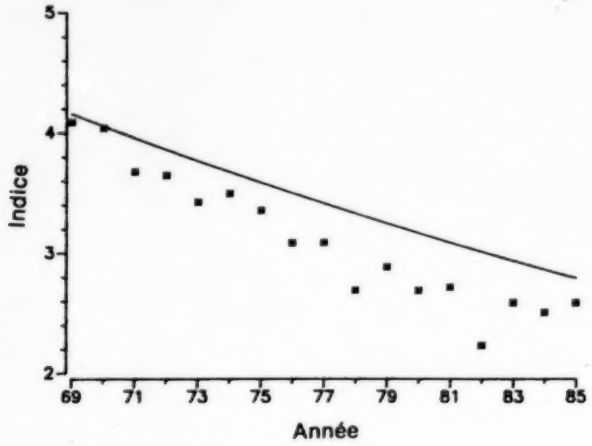
Tableau 1
Analyse des tendances des nombres recensés de bécasses à leurs places de chant[†]

Strate	1981–1985			1976–1985			1969–1985		
	NI	Pente	(TRMD)	NI	Pente	(TRMD)	NI	Pente	(TRMD)
Région de l'Est									
Canada									
Î.-P.-É.	9	0,0598	(d5)*	11	-0,0147	(rm21)	12	-0,0126	(rm24)*
N.-B.	53	-0,0384	(rm8)	60	-0,0149	(rm20)*	64	-0,0171	(rm18)*
N.-É.	29	0,0040	(d76)	45	-0,0216	(rm14)*	48	-0,0023	(rms)
Québec	39	-0,0110	(rm27)	50	0,0033	(d92)	60	-0,0090	(rm33)
États-Unis									
Connecticut	4	-0,0394	(rm8)	6	-0,0043	(rm69)	10	-0,0269	(rm11)*
Delaware	1	-1,1475	(rm0,3)	2	0,0368	(d8)	3	-0,0278	(rm11)
Maine	49	-0,0208	(rm15)	60	-0,0167	(rm18)*	62	-0,0084	(rm36)*
Maryland	11	-0,1005	(rm3)*	15	-0,0347	(rm9)*	24	-0,0025	(rms)
Massachusetts	12	-0,0512	(rm6)	16	-0,0139	(rm22)	19	-0,0125	(rm24)
New Hampshire	14	-0,0177	(rm17)	18	-0,0150	(rm20)	18	-0,0218	(rm14)*
New Jersey	9	-0,0022	(rms)	13	-0,0001	(rms)	14	-0,0131	(rm23)
New York	67	-0,0121	(rm25)	87	0,0013	(ds)	101	-0,0020	(rms)
Pennsylvanie	32	-0,0090	(rm33)	44	-0,0232	(rm13)	58	-0,0249	(rm12)*
Rhode Island	1	-0,0258	(rm12)	2	-0,0164	(rm18)	3	-0,0419	(rm7)*
Vermont	15	0,0039	(d77)	21	-0,0263	(rm11)*	22	-0,0153	(rm20)*
Virginie	18	-0,1608	(rm2)	31	-0,0014	(rms)	64	-0,0050	(rm60)
Virginie-Occidentale	29	-0,0751	(rm4)*	43	-0,0106	(rm28)	45	-0,0141	(rm21)*
Région du Centre									
Canada									
Ontario	109	-0,0007	(rms)	113	-0,0174	(rm17)*	122	-0,0084	(rm36)*
États-Unis									
Illinois	8	-0,1015	(rm3)*	24	-0,0158	(rm19)	35	-0,0235	(rm13)
Indiana	24	-0,0704	(rm4)*	33	-0,0113	(rm27)	43	-0,0013	(rms)
Michigan	126	-0,0031	(rm96)	129	-0,0110	(rm27)*	136	0,0043	(d70)*
Minnesota	80	-0,0039	(rm77)	89	0,0013	(ds)	103	0,0155	(d19)*
Ohio	32	-0,0732	(rm4)*	49	-0,0130	(rm23)	67	-0,0129	(rm23)*
Wisconsin	78	-0,0046	(rm65)	92	-0,0217	(rm14)*	102	0,0010	(ds)
Région de l'Est		-0,0259	(rm10)*		-0,0112	(rm27)*		-0,0107	(rm28)*
Région du Centre		-0,0071	(rm42)		-0,0121	(rm25)*		0,0009	(ds)
Canada		-0,0082	(rm29)		-0,0153	(rm19)*		-0,0104	(rm29)*
États-Unis		-0,0166	(rm17)*		-0,0103	(rm29)*		-0,0011	(rms)
Les deux pays		-0,0140	(rm20)*		-0,0118	(rm26)*		-0,0038	(rm79)*

[†] NI : Nombre d'itinéraires considérés dans l'analyse.
Pente : pente estimée de la régression linéaire à une échelle logarithmique.
(TRMD) : pente exprimée en nombre d'années qu'il faudrait pour la réduction de moitié (rm) ou le doublement (d) de la population.
(rms) : temps de réduction de moitié de la population supérieur à 99 ans.
(ds) : temps de doublement de la population supérieur à 99 ans.
* : tendance significative ($p < 0,05$).

À la figure 3, la courbe ajustée de la tendance pour la région de l'Est indique une diminution importante de l'indice de la population.

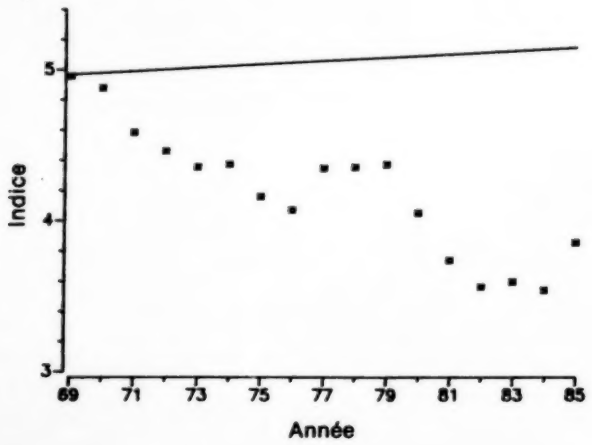
Figure 3
Nombres moyens ajustés de bécasses recensées sur les itinéraires couverts chaque année et courbe ajustée de la tendance pour la région de l'Est



À la figure 4, la courbe ajustée de la tendance pour la région du Centre, dont la pente n'est pas significative, ne correspond pas aux moyennes annuelles ajustées. Cela pourrait être attribuable à l'impossibilité pour une seule courbe de rendre compte des changements différents de l'indice dans plusieurs États et provinces durant diverses périodes dans cette région. On se doit donc d'être sceptique en ce qui concerne la tendance négligeable obtenue pour l'indice de la bécasse dans cette région.

Abstraction faite de la conclusion trompeuse pouvant être tirée de la courbe de la tendance pour la région du Centre, la plupart des données indiquent une diminution de l'indice de la population de bécasses sur la majeure partie de l'aire de reproduction de l'espèce entre 1969 et 1985. Des différences substantielles existeraient, cependant, entre les strates et entre les premières et dernières années de l'étude en ce qui concerne le taux de changement.

Figure 4
Nombres moyens ajustés de bécasses recensées sur les itinéraires couverts chaque année et courbe ajustée de la tendance pour la région du Centre



Remerciements
Le recensement des bécasses à leurs places de chant est effectué grâce à des bénévoles qui veulent bien offrir temps et efforts pour la collecte des données. L'auteur a pu bénéficier pour son analyse des fichiers informatiques de données de l'*U.S. Fish and Wildlife Service*. Il tient à remercier H. Boyd, J.A. Keith et S. Wendt pour leurs critiques des versions antérieures du présent rapport.

Tableau 2
Totaux des coefficients de pondération de chaque itinéraire pour chaque État et chaque province

Strate	1981–1985	1976–1985	1969–1985
Région de l'Est			
Canada			
Î.-P.-É.	179,56	1 446,51	8 872,45
N.-B.	1782,69	16 681,71	76 903,99
N.-É.	639,06	6 782,25	27 275,50
Québec	703,89	5 367,84	15 135,06
États-Unis			
Connecticut	76,26	619,56	4 215,94
Delaware	1,62	35,03	310,64
Maine	1570,23	12 394,96	64 087,49
Maryland	180,18	1 661,20	6 154,28
Massachusetts	218,66	1 935,57	9 032,29
New Hampshire	327,44	2 818,76	16 376,11
New Jersey	158,62	1 331,63	7 838,00
New York	2341,45	17 434,47	76 428,80
Pennsylvanie	362,88	3 299,23	19 477,79
Rhode Island	7,08	55,00	595,82
Vermont	272,16	2 704,65	13 391,21
Virginie	334,64	2 010,42	10 416,26
Virginie-Occidentale	345,11	2 976,92	12 847,77
Région du Centre			
Canada			
Ontario	4682,80	32 116,49	136 224,60
États-Unis			
Illinois	113,50	508,90	1 264,80
Indiana	239,18	2 025,26	9 108,95
Michigan	5107,18	43 666,02	205 526,50
Minnesota	3385,17	24 230,37	65 101,86
Ohio	642,94	4 727,86	22 953,26
Wisconsin	2231,24	21 467,00	95 941,55

Bibliographie

Collins, B.T.; Wendt, J.S. 1987. Analyse des tendances des populations au Canada à partir du Relevé nord-américain des populations d'oiseaux nicheurs, 1967-1983. Serv. can. de la faune. Publ. hors série. En voie de rédaction.

Geissler, P.H. 1984. Estimation of animal population trends and annual indices from a survey of call counts or other indications. Pages 472 à 477 *dans* Proceedings of the American Statistical Association, Section on Survey Research Methods.

Geissler, P.H.; Noon, B.R. 1981. Estimates of avian population trends from the North American Breeding Bird Survey. Stud. Avian Biol. 6:42-51.

Tautin, J. 1985. American Woodcock Administrative Report, 1985 Breeding Population Status. U.S. Fish and Wildlife Service, Laurel, Maryland.

Annexe 1

Estimation de la tendance dans le cas des recensements à itinéraires fixes

Les méthodes employées pour l'analyse ont été décrites en détail dans diverses publications (Geissler et Noon 1981; Geissler 1984; Collins et Wendt 1987). Nous n'en donnerons dans cette annexe qu'une brève description.

Soit y_{ij} l'observation j de l'itinéraire i et soit x_{ij} l'année de cette observation. Nous transformons y_{ij} à l'aide de la formule suivante :

$$z_{ij} = \log_{10} (y_{ij} + 0{,}23)$$

Cette transformation est effectuée pour plusieurs raisons. D'abord, il est reconnu que les nombres recensés ne constituent qu'un indice de la population et que, par conséquent, les changements absolus de l'indice ne se prêtent pas aussi bien aux interprétations que les changements relatifs. Par ailleurs, les tendances touchent probablement une proportion de la population plutôt que la population entière (Geissler et Noon 1981); un modèle multiplicatif conviendrait donc pour l'interprétation des données. Une transformation logarithmique permet de convertir un modèle multiplicatif en un modèle linéaire, plus facile à manipuler car exprimable par une équation complète. La constante 0,23 est ajoutée à chaque valeur pour éviter les zéros, chiffre pour lequel il n'existe pas de logarithme. Des simulations de tendances diverses ont révélé que l'addition de cette constante entraînait un biais inférieur à 5 % (Collins et Wendt 1987).

Nous avons effectué une simple régression linéaire de z_{ij} en fonction du temps pour chaque itinéraire afin d'obtenir une estimation de la tendance (b_i) pour chaque itinéraire. Nous avons mis ensemble ces tendances individuelles pour obtenir une estimation globale de la tendance pour une strate donnée (province, État, région de gestion ou pays) en utilisant une moyenne pondérée :

$$b = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i b_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i}$$

où w_i est la pondération donnée à l'itinéraire i et n, le nombre d'itinéraires dans la strate.

Coefficients de pondération

Le coefficient de pondération est le produit de deux termes : f_{1i}, qui rend compte de la précision de l'estimation de la tendance; et f_{2i}, qui est une mesure de l'indice moyen pour l'itinéraire.

La précision de l'estimation de la tendance est fonction du nombre de recensements effectués sur l'itinéraire en question et de leur distribution dans le temps. Le premier terme du coefficient de pondération donne un poids plus élevé aux estimations reposant sur des observations plus nombreuses ou mieux étalées au cours de la période d'étude. L'équation définissant le coefficient f_{1i} est la suivante :

$$f_{1i} = \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$$

où $\bar{x}_i$ est la moyenne des n_i années où l'itinéraire i a été utilisé.

Un changement de la population de bécasses sur un itinéraire inquiète plus s'il est observé dans une zone de forte densité. Le deuxième terme (f_{2i}) du coefficient de pondération est la valeur prévue de l'indice au milieu de l'intervalle pour les années de l'étude; il donne un poids plus élevé aux zones où la population est plus forte.

Dans des études similaires (Geissler et Noon 1981; Collins et Wendt 1987), un troisième terme rendant compte de la superficie de l'univers d'échantillonnage que représente chaque itinéraire était compris dans la fonction de pondération. Comme nous ne connaissions pas la superficie que représentait chaque itinéraire, nous n'avons pas utilisé un tel terme dans notre analyse.

Dans l'étude de la population de bécasses, certains itinéraires ont été couverts plus d'une fois la même année par différents observateurs de façon à disposer d'itinéraires comparables pour le calcul de l'estimateur de l'ajustement annuel. Dans notre analyse, nous avons calculé la moyenne de toutes les observations pour un itinéraire donné pour une année. Nous n'avons pas tenu compte des différences quant aux nombres d'observations obtenus pour un itinéraire en une année.

Test de l'hypothèse d'aucune tendance

La signification de l'estimation de la tendance a été déterminée au moyen d'un test de permutation (Collins et Wendt 1987). L'hypothèse de l'absence d'une tendance a été vérifiée au moyen de la méthode qui consiste à réarranger au hasard les observations de chaque itinéraire. La proportion des cas où l'on obtient un résultat plus élevé pour l'estimation randomisée que pour l'estimation observée constitue une indication de la probabilité que la tendance observée aurait pu apparaître si les différences des nombres recensés d'une année à l'autre avaient été attribuables uniquement à des erreurs aléatoires.